

CONSTRANGIMENTOS AO CRESCIMENTO NO BRASIL UM MODELO DE HIATOS (1970-2000)*

*José Ronaldo de Castro Souza Júnior***

*Frederico Gonzaga Jayme Júnior****

RESUMO O objetivo deste trabalho é analisar as restrições ao crescimento econômico no Brasil tomando por base as versões dos modelos de hiatos desenvolvidas por Chenery e Bruno (1962), Bacha (1990) e Taylor (1991). Embora discutidos com grande frequência no Brasil nos anos 70 e 80, modelos desta natureza há algum tempo passaram a ser pouco utilizados para analisar a economia brasileira. No entanto, em que pesem as transformações ocorridas no país a partir de 1990, com a abertura comercial e as reformas estruturais, as restrições ao crescimento econômico manifestam-se quando diminuem as disponibilidades de divisas externas, revelando que a restrição externa certamente possui um papel significativo no baixo desempenho econômico do Brasil. O modelo de três hiatos, no entanto, contribuiu para avaliar em que sentido não só a restrição externa, mas também a de poupança e fiscal contribuem para este fato e aqui se pretende estimar o papel de cada uma dessas restrições ao crescimento no Brasil. O período analisado foi o maior possível considerando-se a disponibilidade de dados para a estimação (1970-2000).

Palavras-chave: restrição ao crescimento; modelos de hiatos; crescimento econômico

Códigos JEL: O11, O40

* Artigo recebido em julho de 2003 e aprovado em abril de 2004. Os autores agradecem à Capes pelo financiamento de parte da pesquisa. Agradecem também os comentários de Adalmir Marquetti, Anna Tereza Figueiredo e Viviane Luporini, eximindo-os dos equívocos remanescentes.

** Mestre pelo Cedeplar/UFGM e técnico de planejamento e pesquisa do Ipea, Av. Presidente Antônio Carlos, 51, CEP 22020-010, Rio de Janeiro, RJ, Brasil, e-mail: jronaldosouza@yahoo.com.br

*** Professor do Cedeplar/UFGM. Departamento de Economia e Cedeplar/UFGM, Universidade Federal de Minas Gerais, Rua Curitiba, 832, 9º andar, CEP 30170-120, Belo Horizonte, MG, Brasil, e-mail: gonzaga@cedeplar.ufmg.br

GROWTH CONSTRAINTS IN BRAZIL: A GAP MODEL (1970-2000)

ABSTRACT The aim of this paper is to study the constraints to growth in Brazil using Gap Models first developed by Chenery and Bruno (1962), Bacha (1990) and Taylor (1991). Although more used in 1970s and 1980s, there is no contemporaneous discussion of Gap Models for the Brazilian Economy. Despite the structural reforms and trade liberalization after 1990, balance of payments seems to constraint economic growth in Brazil. Indeed, when capital inflows reduce, growth is constrained by foreign resources. Gap Models contribute not only to analyze external constraints to growth, but also fiscal and saving restraints to growth. The period 1970-2000 was chosen to study due to availability of data, as well as being a period in which one of each of these constraints appeared. The results confirm that economic growth in Brazil is constrained by external and saving gaps, although it was not possible to confirm that fiscal gap explains it.

Key words: growth constraints; gap models; economic growth

INTRODUÇÃO

O objetivo deste artigo é estudar as restrições ao crescimento econômico em uma economia em desenvolvimento, especificamente o Brasil. Durante a década de 1980 a economia brasileira assistiu a uma crise sem precedentes, iniciada com o colapso do crédito externo, que havia sido fundamental na garantia do crescimento econômico desde meados dos anos 60. As consequências dessa crise foram estagnação, alta inflação e desequilíbrios fiscais e monetários. Nos anos 90, a abertura comercial e financeira, aliada a um aumento do fluxo de capitais voluntários para economias emergentes, viabilizaria a estabilização, embora não garantisse a retomada sustentada do crescimento econômico. Especificamente procura-se, neste trabalho, investigar o papel dos constrangimentos fiscais, de poupança e de divisas ao crescimento de longo prazo no Brasil. Após um longo período de elevado crescimento do PIB, com média anual de 7,63% entre 1955 e 1980, o Brasil passou por um período (1981-2000) em que o crescimento médio foi significativamente menor: 2,17%.

Nos anos de maior prosperidade, entre 1955 e 1980, o crescimento esteve fortemente atrelado aos investimentos do setor público financiados pelo aumento do endividamento externo e/ou pela arrecadação de imposto inflacionário. Duas consequências diretas desses tipos de financiamentos foram a eclosão da crise da dívida externa e a elevação das taxas de inflação na década de 1980. Esses problemas resultaram em graves reduções nas taxas de investimento e de crescimento da economia.

A redução duradoura da inflação só ocorreu após a recuperação do fluxo de capitais forâneos em 1993 e o programa de estabilização em 1994 (o Plano Real), além do aprofundamento da abertura comercial e financeira — esta última iniciada pela liberalização comercial, com uma série de reduções de tarifas de importação efetuadas a partir de julho de 1988 e com a eliminação de barreiras não-tarifárias, a partir de 1990; e intensificada com o aumento dos investimentos estrangeiros, verificado a partir de 1993. Porém, apesar do sucesso do plano de estabilização da economia, o crescimento continuou modesto, à taxa média de 3,04% ao ano entre 1994 e 2000.

A fim de dar subsídios à discussão sobre as alternativas para a retomada do crescimento econômico no Brasil, este trabalho irá analisar as restrições ao crescimento tomando por base a versão do modelo de três hiatos desen-

volidada por Bacha (1990). Embora discutidos com grande frequência no Brasil nos anos 70 e 80, modelos dessa natureza há algum tempo passaram a ser pouco utilizados para analisar a economia brasileira, o que no nosso entender é um equívoco, uma vez que as restrições de demanda parecem ter papel fundamental no fraco desempenho da economia brasileira nas décadas de 1980 e 1990.¹ No entanto, em que pesem as transformações ocorridas no país a partir de 1990, com a abertura comercial e as reformas estruturais, as restrições ao crescimento econômico se manifestam quando diminuem as disponibilidades de divisas externas, revelando que a restrição externa certamente possui um papel significativo no baixo desempenho econômico do Brasil. O modelo de três hiatos, no entanto, contribui para avaliar em que sentido não só a restrição externa, mas também a de poupança e fiscal contribuem para este fato e aqui se pretende estimar o papel de cada uma dessas restrições ao crescimento no Brasil. O período analisado foi o maior possível considerando-se a disponibilidade de dados para a estimação (1970-2000).

O trabalho está assim subdividido: a seção 1 dedica-se a uma breve descrição do modelo de três hiatos com as adaptações efetuadas para facilitar a estimação das variáveis. A seção 2 apresenta os procedimentos metodológicos utilizados para a estimação das restrições. Ainda nessa seção serão analisados os resultados das estimativas dos hiatos fiscal, de poupança e de divisas, respectivamente. Cabe ressaltar, entretanto, que não é possível isolar totalmente os efeitos de cada hiato; o que se propõe é verificar qual foi o hiato que realmente limitou o crescimento econômico em determinado ano ou período. A última seção traz a conclusão.

1. MODELOS DE HIATOS: TEORIA

Poucos modelos de crescimento econômico foram desenvolvidos para analisar, especificamente, economias de países em desenvolvimento. Um desses modelos, o modelo de dois hiatos, foi concebido durante a década de 1950 por Hollis Chenery e formalizado por Chenery e Bruno (1962). Nesse modelo existem dois entraves importantes ao investimento e, por conseguinte, ao crescimento econômico de países em desenvolvimento: o hiato de divisas e o hiato de poupança. Trata-se de uma tentativa de estender a formulação de Harrod-Domar, que analisava a relação entre crescimento econômi-

co e oferta de poupança, incorporando o conceito de “estrangulamento externo” desenvolvido por economistas da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (Cepal), da Organização das Nações Unidas (ONU), com destaque para Raul Prebisch.²

O modelo de dois hiatos demonstra que um país com acesso limitado ao mercado de capital internacional, usualmente por falta de credibilidade quanto à capacidade de pagamento de sua dívida, passa a ter restrições ao crescimento da economia. Isto porque, ao mesmo tempo em que tem suas importações limitadas (hiato de divisas), o país transita da situação de receptor líquido de recursos para uma situação em que é forçado a transferir parte da renda doméstica aos credores estrangeiros (poupança externa negativa), o que pode desestimular o processo de acumulação de capital do país devedor. Sem que haja uma elevação equivalente na poupança doméstica e/ou na produtividade do capital instalado, o envio de recursos ao exterior pode prejudicar a capacidade de crescimento do produto, quando forem esgotadas as margens de ociosidade (Fritsch e Modiano, 1988).

Existem diferentes formalizações teóricas do modelo além da versão de Chenery e Bruno (1962).³ Há, também, diversas inovações e novas versões do modelo de dois hiatos, conforme detalhado por Taylor (1994a, 1994b). Uma das mais importantes inovações é a introdução de uma terceira restrição aos investimentos, o hiato fiscal. O modelo que incorpora essa nova restrição é o modelo de três hiatos, que será descrito na próxima seção com base na formalização proposta por Bacha (1990).

O modelo de três hiatos considera que o investimento e, conseqüentemente, o crescimento econômico podem ser limitados por restrições na disponibilidade de poupança privada, pública e externa (hiato de poupança), pela insuficiência de reservas em moedas estrangeiras (hiato de divisas) e/ou pela falta de capacidade de investimento do setor público (hiato fiscal). Desta forma, o nível máximo de investimento (I^*) na economia será limitado pela menor das taxas de investimento impostas pelos hiatos, ou seja:

$$I^* = \min \{IS, IE, IT\} \quad (1.1)$$

onde IS é o limite do investimento definido pela disponibilidade de poupança, IE é o limite definido pela restrição de divisas e IT é o limite definido pelo hiato fiscal.

1.1 Hiato de poupança

O hiato de poupança pode ter efeitos negativos sobre os investimentos produtivos quando não há uma disponibilidade adequada de poupança. Ademais, a oferta de crédito pode ser insuficiente e/ou ter custos excessivamente elevados (juros altos) para atender às necessidades de todos os setores econômicos, principalmente no que se refere a financiamentos de longo prazo.

A formalização do hiato de poupança inicia-se pela seguinte identidade macroeconômica:

$$Y_d = C + I + (X - M) \quad (1.2)$$

onde Y_d é a renda disponível bruta, C é o consumo privado e do governo, I é o investimento e $(X - M)$ é o saldo do balanço de pagamentos em conta corrente.

Da equação (1.2) obtém-se:

$$I = (Y_d - C) + (M - X). \quad (1.3)$$

Desagregando Y_d em renda privada (Y^p) e renda do governo (T),⁴ assim como C em consumo privado (C^p) e consumo do governo (G), obtemos:

$$I = S^p + S^G + S^E \quad (1.4)$$

onde $S^p = (Y^p - C^p)$ é a poupança privada interna, $S^G = (T - G)$ é a poupança do governo e $S^E = (M - X)$ é a poupança externa.

Quando a renda atinge seu limite potencial, Y_d^* obtém-se o investimento máximo determinado pelo hiato de poupança:

$$IS = S_*^p + S^G + S^E \quad (1.5)$$

onde $S_*^p = Y_*^p - C^p$ é a poupança privada potencial.

1.2 Hiato de divisas

Os países em desenvolvimento, de modo geral, possuem diversas deficiências em suas estruturas produtivas, sendo que uma das mais importantes é verificada no setor de bens de capital. Esse tipo de deficiência torna-se um problema na medida em que quanto maiores forem os investimentos em aumento da capacidade produtiva da economia em geral, maior deverá ser a oferta de divisas estrangeiras para cobrir as necessidades de importação de

máquinas e equipamentos não produzidos em escala suficiente ou simplesmente não produzidos no país. Neste sentido, as compras externas dividem-se em importações de bens de capital (M_k) e outras importações (M_O):

$$M_k = mI \quad (1.6)$$

onde $0 < m < 1$ é o conteúdo importado dos investimentos.

As exportações líquidas são definidas como:

$$E = X - M_O. \quad (1.7)$$

Do Balanço de Pagamentos, observa-se que:

$$(M_{nf} - X_{nf}) = (F - J) \quad (1.8)$$

onde F é a entrada líquida de capitais (saldo da conta “Capital e Financeira”, descontados os “Erros e Omissões” e a variação dos “Haveres da Autoridade Monetária”), J é a renda líquida enviada ao exterior (saldo da conta “Rendas” mais o saldo das “Transferências Unilaterais”) e $M_{nf} - X_{nf}$ é o saldo comercial de bens e serviços não fatores. Substituindo (1.6) e (1.7) em (1.8), obtém-se:

$$I = (1/m)[E + (F - J)]. \quad (1.9)$$

Assumindo E^* como sendo o nível máximo das exportações líquidas determinado exogenamente pela demanda mundial, obtém-se o maior investimento possível dado o limite imposto pelo hiato de divisas:

$$IE = (1/m)[E^* + (F - J)]. \quad (1.10)$$

Dessa maneira, E^* pode ser interpretado como a capacidade máxima do esforço exportador para sustentar as importações de bens de capital e, por conseguinte, o investimento, $(F - J)$ representa um acréscimo a essa capacidade e m representa as características da estrutura industrial do país — quanto maior o seu valor, maior será a restrição imposta pelo hiato de divisas. O parâmetro m está diretamente relacionado com a elasticidade-renda das importações.

1.3 Hiato fiscal

A restrição fiscal baseia-se na hipótese de que os investimentos estatais em infra-estrutura e indústrias básicas desempenham papel central nas economias em desenvolvimento. Assim:

$$I = I_P + I_G \quad (1.11)$$

onde I_P são os investimentos em privados e I_G os investimentos do governo:

$$I_P = \bar{I} + k^* \cdot I_G, \text{ sendo } k^* > 0. \quad (1.12)$$

De acordo com a equação (1.12), o investimento privado é função do investimento público e k^* é o coeficiente que determina a dimensão do efeito *crowding in*.

Substituindo a equação (1.11) em (1.4), obtém-se:

$$I^G = (S^P - I^P) + S^G + S^E. \quad (1.13)$$

Substituindo (1.13) e (1.12) em (1.11), encontra-se o investimento máximo permitido pelo hiato fiscal:

$$IT = \bar{I} + (1 + k^*)[(S^P - I^P) + S^G + S^E]. \quad (1.14)$$

A introdução do hiato fiscal no modelo abre a possibilidade de que o investimento total fique aquém do nível permitido pelos hiatos de poupança e de divisas. Se houver algum problema no financiamento das despesas do governo que restrinja seus investimentos, o investimento da economia como um todo será prejudicado.

2. A EVIDÊNCIA EMPÍRICA

2.1 O hiato fiscal

A hipótese básica do hiato fiscal descrita na seção anterior relaciona-se com o papel central desempenhado pelos investimentos do governo em infra-estrutura e indústrias básicas nos países em desenvolvimento. Dessa maneira, o investimento privado é função do investimento público e k^* é o coeficiente que determina a dimensão desse efeito *crowding in*:

$$I_P = \bar{I} + k^* \cdot I_G, \text{ sendo } k^* > 0 \quad (1.15)$$

em que \bar{I} é o investimento autônomo, I_P é o investimento privado e I_G é o investimento do setor público.

Os investimentos públicos foram obtidos pela soma dos valores da formação bruta de capital fixo da administração pública com os valores da formação bruta de capital fixo das empresas estatais. Os primeiros são dados do Sistema de Contas Nacionais do IBGE — disponíveis para o período

1947-2000. Já os valores da formação de capital das empresas estatais são fornecidos, para o período de 1970 a 1994, pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Para o período 1995-2000, o Sistema de Contas Nacionais do IBGE passou a divulgar os dados de formação bruta de capital fixo das empresas estatais. Dada a importância dos investimentos das estatais, que caracterizam a entrada do governo como produtor, e tendo em vista a inexistência de dados para anos anteriores a 1970, optou-se pela utilização do período 1970-2000 para a análise do hiato fiscal.

Os investimentos privados foram obtidos de forma residual, ou seja, pela subtração entre o total da formação bruta de capital e os investimentos do setor público. Todos os dados, tanto de I_P como de I_G , foram convertidos para preços constantes com base no deflator implícito da formação bruta de capital fixo do IBGE.

Antes de estimar a equação (1.15), é necessário testar se as séries I_P e I_G possuem raízes unitárias. Os testes foram estimados sem intercepto nem tendência linear; com intercepto e sem tendência; e com intercepto e tendência.⁵ Estas equações foram estimadas incluindo uma, duas e três defasagens, nos testes ADF, e três defasagens truncadas nos testes PP, conforme sugerido pelo estimador de Newey-West.⁶ Como pode ser visto nas tabelas 1, 2 e 3, os testes PP e ADF não rejeitam a hipótese nula de que as variáveis sejam $I(1)$, contra a hipótese alternativa de que as mesmas sejam $I(0)$, e não indicam a presença de tendência estacionária nem de intercepto. Somente o teste ADF (3) — ao contrário dos testes PP (3), ADF (1) e ADF (2) — indica que a variável I_G é $I(0)$ com intercepto e tendência estacionária. Vale lembrar, no entanto, que o Akaike Information Criterion (AIC) e o Schwarz Criterion (SC) sugerem a utilização de duas defasagens no teste ADF da variável I_G com intercepto e tendência.⁷ Com base nos resultados dos testes, é possível considerar que as duas variáveis possuem raiz unitária.

Sendo assim, é possível proceder ao teste de co-integração para avaliar se I_P e I_G relacionam-se no longo prazo. A fim de confirmar se as variáveis são ou não co-integradas, utilizou-se o teste proposto por Johansen (1991, 1995), admitindo a inexistência de intercepto e de tendência linear (ver tabela 4).⁸ Os resultados indicam não haver co-integração entre as séries de investimento privado e investimento do setor público, o que sugere não ocorrer o efeito *crowding in* entre I_G e I_P no período 1970-2000. Os testes de

Tabela 1: Teste de raiz unitária – sem intercepto nem tendência linear

Variável	ADF (1)	ADF (2)	ADF (3)	PP (3)
I_P	0,83722	0,91450	1,55532	1,25403
ΔI_P	-3,42506*	-4,23671*	-3,46739*	-4,35800*
I_G	-0,45630	-0,77477	-0,44964	-0,51798
ΔI_G	-2,79640*	-3,45272*	-2,74013*	-5,9239*

* Significante a 1%, ** Significante a 5%.

Notas: (1) Os valores críticos de Mackinnon, para rejeitar a hipótese de raiz unitária, são: -2,64 (1%); -1,95 (5%). (2) ADF (d) é o teste de Dickey-Fuller aumentado com defasagem (d). (3) PP (d) é o teste de Phillips-Perron com defasagem truncada (d). Conforme sugerido pelo estimador de Newey-West, os testes PP foram feitos com três defasagens truncadas. (4) AIC e SC sugerem a utilização de uma defasagem no teste ADF.

Tabela 2: Teste de raiz unitária – com intercepto e sem tendência linear

Variável	ADF (1)	ADF (2)	ADF (3)	PP (3)
I_P	-1,40751	-1,42312	-0,03809	-1,33583
ΔI_P	-3,67997**	-4,64908*	-4,07799*	-4,5619*
I_G	-2,02317	-2,54188	-1,93823	-2,20925
ΔI_G	-2,73001	-3,36876**	-2,65695	-5,82192*

* Significante a 1%, ** Significante a 5%.

Notas: (1) Os valores críticos de Mackinnon, para rejeitar a hipótese de raiz unitária, são: -3,68 (1%); -2,97 (5%). (2) ADF (d) é o teste de Dickey-Fuller aumentado com defasagem (d). (3) PP (d) é o teste de Phillips-Perron com defasagem truncada (d). Conforme sugerido pelo estimador de Newey-West, os testes PP foram feitos com três defasagens truncadas. (4) AIC e SC sugerem a utilização de uma defasagem no teste ADF.

Tabela 3: Teste de raiz unitária – com intercepto e tendência linear

Variável	ADF (1)	ADF (2)	ADF (3)	PP (3)
I_P	-2,86731	-3,13677	-1,52735	-2,4873
ΔI_P	-3,60338**	-4,61487*	-4,11750**	-4,45012*
I_G	-2,76608	-3,52611	-3,69745**	-2,51796
ΔI_G	-2,84524	-3,58776**	-2,69981	-6,05084*

* Significante a 1%, ** Significante a 5%.

Notas: (1) Os valores críticos de Mackinnon, para rejeitar a hipótese de raiz unitária, são: -4,30 (1%); -3,57 (5%). (2) ADF (d) é o teste de Dickey-Fuller aumentado com defasagem (d). (3) PP (d) é o teste de Phillips-Perron com defasagem truncada (d). Conforme sugerido pelo estimador de Newey-West, os testes PP foram feitos com três defasagens truncadas. (4) AIC e SC sugerem a utilização de uma defasagem no teste ADF.

Tabela 4: Teste de co-integração entre I_G e I_P *

Valor calculado da estatística de Johansen	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%
2,356137	12,53	16,31
0,106664	3,84	6,51

Tabela 5: Coeficientes de correlação entre I_G e I_P

Amostra	Coeficiente de correlação
1970-1980	0,417
1981-1993	0,475
1994-2000	-0,172
1970-2000	-0,097

causalidade de Granger entre I_G e I_P (não apresentados) confirmam a hipótese de que I_G não Granger causa I_P .⁹

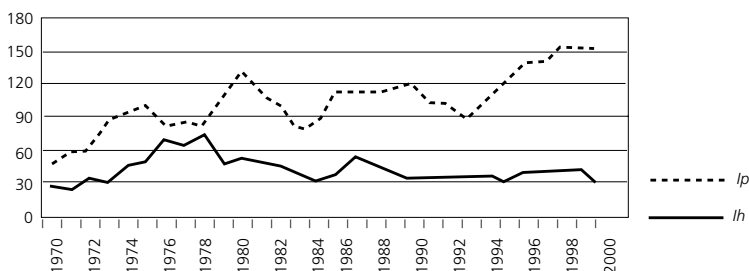
Analizando o período 1970-2000, nota-se que o coeficiente de correlação de I_G e I_P (ver tabela 5 e figura 6), além de ser muito baixo, é negativo — indicando que as séries apresentam direções opostas. Pode-se inferir, portanto, que, da maneira como proposto no modelo de Bacha (1990), o hiato fiscal não se verifica. Isto porque sua hipótese básica está no papel central desempenhado pelos investimentos do governo como indutor dos investimentos privados (efeito *crowding in*).

Para compreender os motivos desse “descolamento” entre as séries de investimentos, é preciso analisar separadamente os diferentes períodos desses 31 anos da economia brasileira. O período 1970-1973 é marcado por um crescente papel indutor dos investimentos do setor público, principalmente através das empresas estatais. Deve-se destacar o aumento da importância das estatais na produção de aço, mineração, produtos petroquímicos e dos monopólios estatais nos setores de telecomunicações, eletricidade e em outras áreas de infra-estrutura nas quais nem a iniciativa privada nem os investidores estrangeiros tinham muito interesse (Lago, 1990).

O marco dessa decisão de política econômica foi a implementação do Segundo Plano Nacional de Desenvolvimento (II PND), que consistia num grande programa de investimentos em infra-estrutura e em indústrias básicas e de bens de capital para o período 1975-1979. O II PND apoiou-se basicamente em investimentos estatais e em investimentos do setor privado financiados pelo Banco Nacional de Desenvolvimento (BNDE), só possíveis graças à disponibilidade do mercado financeiro internacional para conceder empréstimos ao Brasil. Dessa maneira, o PIB continuou crescendo a taxas elevadas, apesar de menores que as do período anterior, através do aumento da participação do setor público na economia e do aumento da dívida externa.

O segundo choque do petróleo em 1979 gerou uma piora ainda maior das relações de troca entre o Brasil e o exterior e a adoção de uma política monetária contracionista pelos Estados Unidos, que resultou num grande aumento das taxas de juros internacionais. Como grande parte da dívida externa brasileira estava indexada às taxas de juros pós-fixadas, houve uma elevação dos custos dos antigos e dos novos empréstimos.¹⁰ Uma conse-

Figura 1: Investimentos privados (I_p) e investimentos do setor público (I_G) 1970-2000 (R\$ bilhões a preços constantes de 1998)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e do Ipea.

quência direta desses acontecimentos foi a limitação da capacidade de investimento do setor público. Ainda assim, os investimentos do setor privado continuaram a crescer em função da demanda aquecida no mercado consumidor até 1980. Na segunda metade desse mesmo ano, o governo viu-se forçado a alterar bruscamente sua política macroeconômica. O desequilíbrio das contas externas e a dificuldade em financiá-las obrigaram o governo brasileiro a reduzir as importações por meio da redução da absorção externa, isto é, através de políticas contracionistas. Essas políticas não foram suficientes para equacionar o problema das contas externas e, por causa dos efeitos negativos da moratória da dívida mexicana em agosto de 1982, o Brasil foi forçado a negociar um acordo com o Fundo Monetário Internacional (FMI) que previa a adoção de novas medidas contracionistas (Baer, 1996).

A redução de I_G e o ambiente recessivo causaram seguidas reduções nos investimentos privados, que só voltaram a crescer em 1985 e 1986 — conforme mostra a figura 1. Portanto, o fraco desempenho de I_G influenciou negativamente o desempenho de I_p .

O grande descolamento das séries I_G e I_p , no entanto, ocorre a partir de 1994 em função de diversos fatores, como o aprofundamento da abertura econômica, que estimulou as empresas a modernizarem-se; o crescimento dos investimentos estrangeiros diretos; e o fortalecimento da política de privatizações e a conseqüente redução da presença do Estado na economia.¹¹ As empresas estatais dominavam setores muito importantes para a

economia, porém, não tinham capacidade de investir. Quando privatizadas, muitas dessas empresas passaram a investir em aumento de produtividade e da qualidade dos produtos, o que gerou externalidades positivas para as demais empresas da mesma cadeia produtiva e/ou para as empresas que utilizavam seus serviços. O setor siderúrgico, por exemplo, recebeu investimentos que resultaram em significativos ganhos de produtividade e de qualidade dos produtos, que passaram a ser competitivos tanto no mercado interno como no mercado internacional. O setor de telecomunicações, por sua vez, é um exemplo de serviço que é relevante para toda a economia e que, antes da privatização, estava obsoleto e era ineficiente para atender à demanda dos mercados corporativo e residencial.

2.2 Hiato de poupança

Na seção anterior, as estimativas demonstraram que as séries de investimentos dos setores público e privado apresentaram comportamentos distintos. Apesar disso, a questão fiscal continua a ser fundamental para explicar as limitações ao crescimento da economia brasileira, na medida em que os problemas das finanças públicas afetam diretamente o hiato de poupança — através da redução da poupança do governo.

A estimativa do hiato de poupança será feita com base na equação (1.5) da seção anterior. Os dados de poupança externa são obtidos diretamente do Sistema de Contas Nacionais do IBGE e equivalem ao déficit em conta corrente do Balanço de Pagamentos. A poupança do governo é obtida por meio da diferença entre investimento da administração pública (dados do IBGE) e as necessidades de financiamento das três esferas de governo (dados do Banco Central), no conceito operacional e excluindo as empresas estatais. Cabe ressaltar que será utilizado um conceito de poupança do governo distinto daquele adotado nas Contas Nacionais, que não retira o efeito da inflação sobre o pagamento de juros da dívida pública. Dessa maneira, numa economia com altas taxas de inflação e elevada dívida pública, a contabilidade com juros nominais (e não com juros reais) superestima a despoupança do governo.¹² A fim de manter a compatibilidade dos dados de poupança com os dados de investimento, optou-se por utilizar o deflator implícito da formação bruta de capital fixo do IBGE para convertê-los para preços constantes.

Falta ainda mostrar como se chega à poupança privada potencial. Para isso, inicialmente define-se que a poupança privada interna é calculada de forma residual, isto é:

$$S^P = I - S^G - S^E. \quad (2.1)$$

Supondo que a poupança seja proporcional à renda:

$$S^P = sY_d \quad \Rightarrow \quad S^P = sY_d^* \quad (2.2)$$

onde s é a propensão marginal a poupar.

O próximo passo é estimar a renda disponível bruta potencial, que é um dado fundamental no estudo do hiato de poupança — haja vista que o limite da formação de poupança privada interna é determinado pela própria capacidade produtiva (equação 1.5). Contudo, antes é necessário estimar o produto potencial.

2.2.1 Produto potencial

Existem diversas metodologias disponíveis para se estimar o produto potencial. Neste trabalho, utilizar-se-á o método da função de produção. Como demonstrado por Silva Filho (2001),¹³ esse método possui várias vantagens, como por exemplo: (i) relaciona insumos à produção — se o nível de investimentos e/ou a quantidade de mão-de-obra aumentarem, o produto potencial aumenta; o mesmo acontecerá se houver melhora na produtividade total dos fatores (PTF); (ii) a própria obtenção de estimativas da Produtividade Total dos Fatores (PTF), que é uma forma agregada de mensurar a eficiência da economia.

Supõe-se que a estrutura produtiva da economia brasileira possa ser representada pela função de produção Cobb-Douglas com retornos constantes em escala, retornos marginais decrescentes de cada insumo e elasticidade de substituição unitária:

$$Y_t = AtK_{t-1}^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (2.3)$$

onde $0 \leq \alpha \leq 1$, Y é o PIB efetivo, K representa os serviços do capital, L os serviços do trabalho e A é a PTF. Dado que o investimento demora certo tempo para se traduzir em aumento da capacidade instalada e que isso ocorre ao longo do ano, optou-se por considerar que o produto do ano “ t ”

seja determinado pelo estoque de capital de “ $t - 1$ ”, apesar de a forma tradicional da função de produção levar em consideração o estoque de capital contemporâneo.

Para encontrar o produto potencial, é preciso estimar a PTF. Em seguida, estima-se o nível potencial (ou de pleno emprego) de cada insumo e, então, chega-se ao produto potencial através da função de produção.

2.2.1.1 *Estimativa da produtividade total dos fatores (PTF)*

A PTF pode ser obtida através do logaritmo da função de produção e derivando em relação ao tempo:

$$\dot{a} = \dot{y} - \alpha \dot{k} - (1 - \alpha) \dot{l} \quad (2.4)$$

onde \dot{a} é a taxa de crescimento da PTF, que é determinada pela diferença entre a taxa de crescimento do PIB e a média ponderada das taxas de crescimento dos fatores de produção.

Para se encontrar a taxa de crescimento de \dot{k} é necessário mensurar o estoque de capital. Como não há estimativas oficiais desta variável para o Brasil, será utilizada a estimativa feita por Marquetti (2000) para o período 1950-1998 e atualizada para 1999 e 2000 pelo mesmo autor. Marquetti utiliza o “método dos estoques perpetuados”, o qual é recomendado pela Organização das Nações Unidas (ONU) e utilizado em todos os países que fazem estimativas de estoque de capital. O método dos estoques perpetuados consiste na acumulação dos fluxos líquidos de investimentos com base em hipóteses de tempo de vida e de depreciação dos ativos. Cabe ressaltar que todos os valores já estão corrigidos para preços constantes de 1998.

Após obtidos os valores do estoque de capital, devem-se levar em consideração as variações na intensidade de uso deste fator de produção; caso contrário, seus serviços poderão estar superdimensionados. Como não há indicadores abrangentes do grau de utilização da capacidade instalada (UCI), utilizar-se-á o índice de UCI da indústria de transformação da Fundação Getúlio Vargas como variável *proxy*. Com isso, tem-se que:

$$K_t = EK \times UCI \quad (2.5)$$

onde EK é o estoque de capital.

A estimativa do insumo trabalho (L) será obtida pela população economicamente ativa (PEA). Entretanto, assim como no caso do insumo capital,

é necessário corrigir a PEA a fim de levar em consideração as variações na intensidade de uso deste fator. O fator de correção será a taxa de desemprego, ou seja, somente serão definidos como L os ocupados que efetivamente contribuem para a produção. Sem esta correção, as estimativas da PTF ficariam distorcidas. Dados da PEA para todo o Brasil são encontrados nos Censos Demográficos e nas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs), ambos do IBGE, sendo que a PNAD passou a ser realizada somente a partir de 1976, o que irá limitar o período de análise do hiato de poupança.¹⁴ Cabe destacar, no entanto, que não é aconselhável utilizar dados absolutos das PNADs, por esta ser uma pesquisa amostral.¹⁵ Devem-se utilizar somente dados relativos (taxa de atividade, de desemprego) das mesmas. O primeiro passo para contornar essa limitação é encontrar a população em idade ativa (PIA) dos anos não censitários, que serão estimados com base na taxa de crescimento anual média da PIA entre os anos censitários.

Com base nos dados de PIA e nas taxas de atividade das PNADs, estima-se a PEA:

$$r_t = PEA_t / PIA_t \quad \Rightarrow \quad PEA_t = r_t \times PIA_t \quad (2.6)$$

onde r = taxa de atividade.

Tendo por base as PEAs estimadas e as taxas de desemprego, é possível obter a população ocupada (L):

$$L_t = PEA_t - PD_t \quad (2.7)$$

sendo que:

$$PD_t = d_t \times PIA_t \quad (2.8)$$

onde PD é a população desempregada e d é a taxa de desemprego.

A partir da obtenção das séries K e L e de suas taxas de crescimento, pode-se então estimar a taxa de crescimento da PTF. Esta última é uma taxa residual, isto é, a parcela do crescimento do PIB que não é explicada pelo crescimento do capital, tampouco do trabalho. Como nesse caso todos os dados são discretos, a taxa de crescimento da PTF é dada pela seguinte equação:

$$\Delta\%A_t = \frac{(1 + \Delta\%Y_t)}{(1 + \Delta\%K_{t-1})^\alpha (1 + \Delta\%L_t)^{1-\alpha}} - 1. \quad (2.9)$$

Para se obterem os valores de α e $(1 - \alpha)$, supõe-se que a remuneração dos fatores seja determinada por suas produtividades marginais. Isto significa dizer que α é igual à participação do capital na renda, definida como “excedente operacional bruto” nas Contas Nacionais, e $(1 - \alpha)$ é igual à participação do trabalho na renda, definida como “remuneração dos empregados”. O problema é que, para as décadas de 1970 e 1980, esses dados decompostos só estão disponíveis para os anos de 1970, 1980 e 1985. A alternativa encontrada foi estimar as participações do capital e do trabalho na renda com base nas taxas de crescimento das participações do excedente operacional bruto e da remuneração dos trabalhadores na renda de 1970 a 1980, de 1980 a 1985 e de 1985 a 1990.

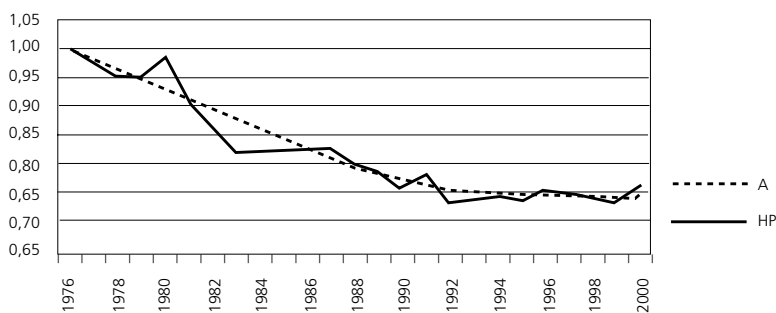
A figura 2 mostra o desempenho da variável “A” de 1976 a 2000. Utilizou-se o filtro Hodrik-Prescott (HP) para “suavizar” a série que será usada na estimativa do produto potencial, evitando-se assim as variações bruscas causadas pelas mudanças de curto prazo na conjuntura econômica. Observa-se uma queda significativa da produtividade em grande parte do período. Apesar desse resultado, é possível verificar uma estabilização e sinais de reversão dessa tendência de queda a partir de 1994. Vale notar que, de 1977 a 1980, a PTF sofreu pequenas reduções médias de 0,43% ao ano; de 1981 a 1993, a PTF caiu em média 2,26% ao ano; e, de 1994 a 2000, a PTF cresceu em média 0,60% ao ano (tabela 6).

Antes de analisar a queda expressiva de “A” (tecnologia), é importante lembrar que esta é uma variável estimada de forma residual. Dessa maneira, apesar de representar tecnologia na função de produção e ser conhecida como PTF, esta variável mede não só as mudanças na produtividade dos fatores de produção como também outros fatores que não são considerados e que determinam o nível de produção. Por isso, a PTF apresenta um comportamento pró-cíclico, embora seja corrigida pela intensidade do uso dos fatores.

Embora deva ser analisado com cuidado, em razão dos problemas mencionados anteriormente, o comportamento da variável “A” pode ser interpretado como uma piora da eficiência do sistema produtivo brasileiro, principalmente na década de 1980. Isto não quer dizer que não houve avanços tecnológicos (máquinas e equipamentos, computadores etc.), pois esses avanços são irrefutáveis. Pode-se argumentar que a piora da eficiência do

sistema produtivo está relacionada, entre outras coisas, ao ambiente de elevada instabilidade macroeconômica e à queda dos investimentos em infraestrutura. A queda da PTF, principalmente a partir de 1980, combinada com a queda na taxa de investimentos totais, é considerada a principal razão do fraco desempenho da economia brasileira nos últimos anos. Neste caso, os constrangimentos ao crescimento são fundamentalmente explicados pela oferta. Este trabalho não desconsidera o fato de que constrangimentos de oferta, principalmente pelo lado da tecnologia, não sejam importantes. No entanto, o objetivo é mostrar o papel fundamental dos constrangimentos de demanda para o crescimento da economia brasileira. Além disso, é possível fazer uma relação entre a estabilização da economia, o aumento da concorrência dos produtores nacionais com os importados a partir de 1994 e os sinais de reversão da queda da PTF verificados a partir desse mesmo ano. Nesse período, observou-se um aumento dos investimentos privados, conforme destacado em seção anterior, e um crescimento da participação do setor privado em áreas que antes eram praticamente monopolizadas

Figura 2: Índice da produtividade total dos fatores (PTF) – 1976-2000



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e do Ipea.

Tabela 6: Taxas reais de crescimento acumulado

Período	Y (%)	A (%)	K (%)	L (%)
1977-1980	6,45	-0,43	10,11	2,00
1981-1993	1,62	-2,26	4,68	3,16
1994-2000	3,03	0,60	4,21	0,30
1976-2000	2,82	-1,13	5,43	2,13

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e do Ipea.

pelo setor público. Deve-se observar também que, como mostra a tabela 6, a partir de 1994, o PIB passou a apresentar uma taxa média de crescimento mais elevada, ao mesmo tempo em que houve uma pequena redução na taxa média de crescimento do estoque líquido de capital e uma significativa redução do crescimento do insumo trabalho. A recuperação do índice da PTF é, portanto, um dos maiores responsáveis pela melhora da atividade econômica.

Por último, vale ressaltar que o elevado crescimento médio anual observado entre 1977 e 1980 (6,45%, de acordo com a tabela 6) deve-se, em grande parte, ao elevado crescimento médio do estoque de capital líquido (10%, 11% ao ano). Isto pode ser justificado pelos significativos volumes de investimentos realizados pelo setor público no período (figura 1).

2.2.1.2 *Estimativa do produto potencial*

O produto potencial \bar{Y} é obtido substituindo-se os níveis potenciais (ou de pleno emprego) dos fatores de produção e a variável “A” suavizada pelo filtro HP:

$$\bar{Y}_t = \bar{A}_t \bar{K}_t^{1-\alpha} \bar{L}_t^{\alpha} \quad (2.10)$$

O nível potencial do insumo trabalho \bar{L} é determinado pela taxa natural de desemprego \bar{u} :

$$\bar{L}_t = \overline{PEA}_t (1 - \bar{u}). \quad (2.11)$$

O problema é definir a taxa natural de desemprego. Neste trabalho, optou-se por utilizar a taxa sugerida por Silva Filho (2001), que é a taxa média de desemprego entre 1980 e 2000, ou seja, cerca de 5,7%. Além disso, a PEA foi corrigida a fim de atenuar o chamado efeito “desalento”. Este efeito é caracterizado pela existência de pessoas que não são incluídas na PEA porque não procuraram emprego no período de referência da pesquisa, embora estejam disponíveis e querendo trabalhar. Por causa do efeito “desalento”, há anos em que ocorrem reduções da PEA, mesmo com o crescimento constante da população.

A correção será feita da seguinte maneira:

$$\overline{PEA}_t = \bar{r}_t PEA_t \text{ onde: } \begin{cases} \bar{r}_t = r_t \text{ se } r_t \geq r_{t-1} \\ \bar{r}_t = r_{t-1} \text{ se } r_t < r_{t-1} \end{cases} . \quad (2.12)$$

Logo, quando há uma redução da taxa de atividade (r), a PIA é multiplicada pela taxa de atividade do ano anterior.¹⁶

Para se determinar o estoque de capital de pleno emprego, é preciso saber o grau de utilização da capacidade instalada que representa o pleno emprego do estoque de capital UCI . Para isso, utilizou-se também a taxa sugerida por Silva Filho (2001), de 85%. O estoque de capital de pleno emprego é dado por:

$$\bar{K}_t = K_t \times \overline{UCI}. \quad (2.13)$$

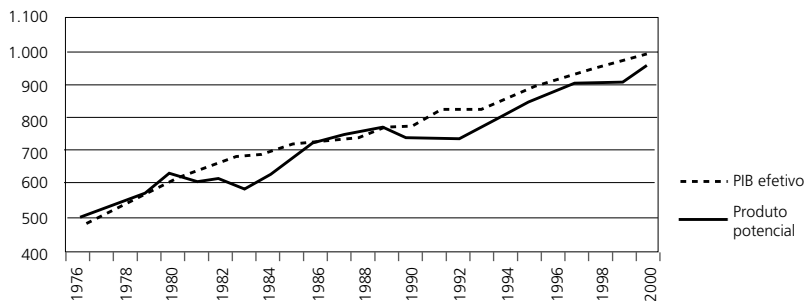
A figura 3 apresenta o comportamento dos Produtos Potencial e Efetivo entre 1976 e 2000. No período de elevado crescimento, de 1976 a 1980, a economia brasileira esteve acima ou aproximadamente no mesmo nível de seu potencial. O mesmo ocorreu nos anos de 1986, 1987 e 1989. Nos demais anos, o PIB esteve abaixo de seu potencial. Entretanto, de 1994 a 2000 (exceto no ano de 1999), a diferença entre o produto efetivo e seu potencial foi reduzida em função do aumento do grau de UCI. Esta diferença só não foi menor graças à alta taxa de desemprego observada no mesmo período.¹⁷

2.2.2 Estimativa do hiato de poupança

Após estimar o produto potencial, deve-se agora encontrar a renda disponível potencial. Para isso, basta subtrair a Renda Líquida Enviada ao Exterior do produto potencial. Aplicando o resultado desta diferença na equação (2.2), tem-se a poupança privada potencial.

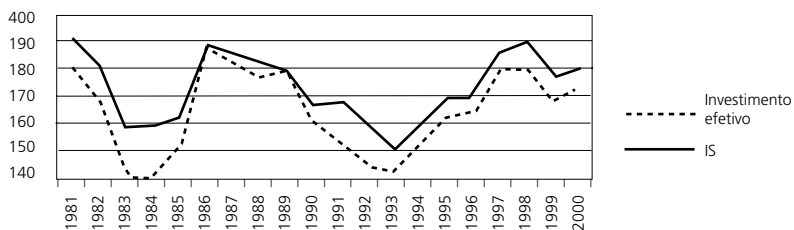
Finalmente, é possível estimar a equação (2.5) e obter o investimento máximo determinado pelo hiato de poupança, denominado IS . A figura 4 mostra a comparação entre os desempenhos do investimento efetivo e da IS na economia brasileira no período de 1981 a 2000. O primeiro ano da série é 1981 pelo fato de que os dados de necessidades de financiamento do setor

Figura 3: Produto efetivo e produto potencial (R\$ bilhões a preços constantes de 1998)



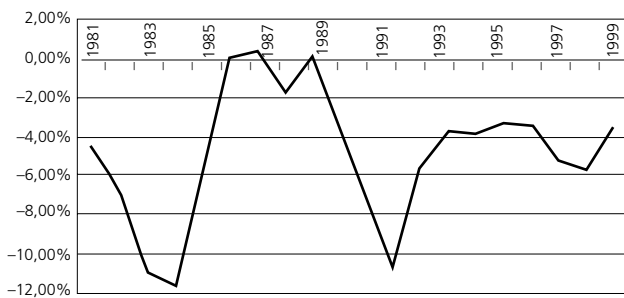
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e do Ipea.

Figura 4: Investimento efetivo e IS (a preços constantes de 1998)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e do Ipea.

Figura 5: Hiato de poupança



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e do Ipea.

público — utilizados para calcular a poupança do governo e, por conseguinte, a poupança privada (que é obtida residualmente) — só estão disponíveis a partir desse ano.

As figuras 4 e 5 apresentam o hiato de poupança (diferença entre o investimento efetivo e a *IS*); torna-se clara a semelhança entre os comportamentos do PIB e do investimento. Apesar do fato de que os investimentos são claramente mais voláteis, o hiato de poupança apresenta uma grande semelhança com o hiato de produto — diferença entre o produto efetivo e seu potencial. Esta semelhança é gerada pela própria definição de poupança privada potencial, que é dada pelo potencial produtivo do país.

Em grande parte do período de análise, os investimentos estiveram abaixo da *IS*. Contudo, torna-se claro que de 1986 a 1989, o crescimento econômico foi restringido, entre outras coisas, pelo hiato de poupança. A explicação para isso é que, nos anos de 1985 e 1986, verificou-se um crescimento elevado do PIB. Dado que nos anos anteriores os investimentos haviam caído significativamente, o nível de ocupação da capacidade produtiva atingiu valores bastante elevados, permanecendo assim até 1989.

No período 1994-1997 e em 2000, o investimento efetivo esteve próximo de seu nível potencial. O principal motivo foi a aceleração do crescimento econômico, especialmente de 1993 a 1995 e em 2000. Apesar disso, levando-se em consideração apenas a restrição de poupança, havia espaço para um crescimento ainda maior.¹⁸

Uma questão preocupante é que, com uma taxa média de crescimento do PIB de 4,19% entre 1993 e 1997, bem abaixo dos 8,79% da década de 1970, o índice de UCI atingiu a média de 81% — pouco abaixo dos 86,5% da década de 1970. A razão da rápida ocupação da capacidade ociosa foi a acentuada redução da taxa de investimento observada a partir de 1981, como ilustrado na figura 6.

Quando se compara a taxa de investimento a preços correntes, percebe-se que esta não foi muito diferente entre os anos de crescimento elevado, de 1970 a 1980, e o restante do período, conforme mostra a tabela 7. A diferença está no custo do investimento, que aumentou cerca de 56% na comparação entre os períodos 1970-1980 e 1994-2000. Existem diversas explicações para esse fenômeno, dentre as quais destacam-se a deterioração da infraestrutura e a baixa competitividade nos setores de bens de capital e de insumos para a construção civil.

Figura 6: Taxa de investimento – 1970-2000 (a preços constantes de 1998)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE.

Tabela 7: Taxa de investimento e custo relativo do investimento – 1970-2000

Período	Taxa de investimento (% do PIB)		Custo relativo do investimento (1998 = 100)
	Preços correntes	Preços constantes de 1998	
1970-1980	21,60	32,06	67,37
1981-1993	21,15	23,41	90,37
1994-2000	19,81	18,81	105,27

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e do Ipea.

Tabela 8: Taxas médias de poupança a preços correntes (% do PIB) – 1981-2000

Período	Poupança doméstica			Poupança externa	Poupança total
	Governo	Privada	Total		
1981-1989	-0,47	20,84	20,37	1,69	22,06
1990-1994	3,64	15,78	19,43	0,02	19,45
1995-2000	-1,70	17,40	15,70	3,95	19,65

Fontes: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e do Banco Central do Brasil.

2.2.3 Análise dos componentes da poupança

Ao analisar os componentes da poupança, observa-se que, no período pós-real, há uma redução das poupanças do governo e privada e um aumento da poupança externa, como mostra a tabela 8. A despoupança do governo advém da piora nas contas públicas ocorrida a partir de 1995, demonstrando que a administração pública, além de não gerar poupança, apodera-se de uma parte da poupança privada. A redução da poupança privada é, como demonstram Além e Giambiagi (1997), função do aumento do consumo privado ocorrido após a redução da inflação, ao passo que o aumento da poupança externa manifesta-se nos crescentes déficits na conta corrente do Balanço de Pagamentos.

O problema é que, em vez de a poupança externa estar sendo utilizada para financiar o aumento da capacidade produtiva, ela está sendo usada para financiar o déficit público. Os capitais forâneos são canalizados para aplicações em títulos públicos, que pagam taxas de juros elevadas. As mesmas taxas de juros que ajudam a atrair o capital estrangeiro funcionam como inibidoras do investimento produtivo. Uma maior oferta de crédito, principalmente de longo prazo, poderia não só aumentar a capacidade produtiva do país, como também melhorar a estrutura produtiva nacional, substituindo as importações e aumentando as exportações. O resultado final poderia ser uma redução da restrição de poupança e da restrição externa.

2.3 Hiato de divisas

O hiato de divisas, ou restrição externa ao crescimento, será maior quanto maior for o nível do conteúdo importado dos investimentos (m) e quanto menor forem as exportações líquidas potenciais (E^*), determinadas exogenamente pela demanda mundial. Isto porque, quanto maiores forem os investimentos em aumento da capacidade produtiva, maior deverá ser a disponibilidade de divisas estrangeiras para cobrir as necessidades de importação de máquinas e equipamentos não produzidos em escala suficiente ou simplesmente não produzidos no país.

O problema que se encontra ao aplicar empiricamente o modelo tal como descrito anteriormente é estimar. Esta variável pode ser interpretada como a capacidade máxima do esforço exportador para sustentar as importações de bens de capital e, por conseguinte, o investimento. A idéia por trás deste conceito é que se em dado momento as exportações líquidas efetivas estiverem menores que seu nível potencial e houver escassez de reservas internacionais, o governo poderia utilizar-se de políticas de estímulo às vendas externas (como a desvalorização cambial). Com esse apoio, as exportações líquidas poderiam crescer até um limite determinado exogenamente pela demanda mundial. A questão que se coloca é que este conceito de exportações potenciais é muito subjetivo e difícil de ser estimado empiricamente.

Neste sentido, o modelo desenvolvido por Thirlwall (1979) pode ser útil para estimar o hiato externo. De fato, este modelo pode ser definido como um caso particular do modelo de dois hiatos de Chenery e Bruno (1962).¹⁹ De acordo com esse autor, o aumento das exportações impulsiona a demanda agregada e, portanto, o crescimento econômico através da causali-

dade cumulativa formulada inicialmente por Myrdal e, posteriormente, por Kaldor.

O modelo de Thirlwall pode ser descrito pelas seguintes equações:

$$x = \phi (p_d - p_f) + p \cdot z \quad (2.14)$$

$$m = \alpha (p_d - p_f) + \pi \cdot y \quad (2.15)$$

$$x + p_d = m + p_f \quad (2.16)$$

onde p , π e $\alpha > 0$ e $\phi < 0$. As elasticidades-renda das exportações e das importações são dadas por p e π , respectivamente; ϕ é a elasticidade-preço das exportações e α é a elasticidade-preço das importações; x , m e z são, respectivamente, as taxas reais de crescimento das exportações, das importações e da renda do resto do mundo; $(p_d - p_f)$ é a taxa de crescimento dos preços relativos (taxa de crescimento dos preços domésticos menos a taxa de crescimento dos preços do resto do mundo). A equação (2.14) representa a função de demanda por importações e a equação (2.15), a função de demanda por exportações, enquanto a equação (2.16) é o equilíbrio em conta corrente.

Substituindo (2.14) e (2.15) em (2.16) e resolvendo para y , tem-se:

$$y = [(1 + \phi - \alpha) / \pi] \cdot (p_d - p_f) + (p / \pi) \cdot z. \quad (2.17)$$

Substituindo agora a taxa real de crescimento da renda do resto do mundo, z , da equação (2.14), obtém-se:

$$y = [(1 / \pi) \cdot (1 - \alpha)] \cdot (p_d - p_f) + (1 / \pi) \cdot x. \quad (2.18)$$

Supondo que a condição de Marshall-Lerner seja válida e que os preços relativos sejam constantes, se mensurados pela mesma moeda, então $(p_d - p_f) = 0$, logo:

$$y_E = (1 / \pi) \cdot x. \quad (2.19)$$

Esta equação, também chamada de lei de Thirlwall, significa que quanto maior for a elasticidade-renda da demanda por importações (π), menor será a taxa de crescimento determinada pelo hiato de divisas.

2.3.1 Uma versão do modelo de Thirlwall para países em desenvolvimento

McCombie e Thirlwall (1994) destacam que, para países onde a entrada de capitais estrangeiros é importante para equilibrar o Balanço de Pagamentos, torna-se necessário incluir o desequilíbrio das transações correntes no mo-

delo. O fluxo de capitais afeta a versão da lei de Thirlwall apresentada na seção anterior, gerando diferenças entre o crescimento previsto pelo modelo e o crescimento efetivo, pois em geral o saldo de Transações Correntes é negativo, diferentemente do que supõe inicialmente o modelo em sua versão mais simples.

Reescrevendo a equação (2.16), admitindo um desequilíbrio nas transações correntes a fim de incluir o fluxo de capitais, obtém-se:

$$P_d X + F = P_f M E \quad (2.20)$$

onde X é o volume de exportações, P_d é o índice de preços nacionais das exportações, M é o volume de importações, P_f é o índice de preços internacionais das importações, E é a taxa de câmbio e F é o fluxo líquido de capitais estrangeiros mensurado em moeda nacional.²⁰ Transformando as variáveis em taxas de crescimento, tem-se:

$$\delta (p_d + x_f) + (1 - \delta) f = m + p_f + e \quad (2.21)$$

onde δ e $(1 - \delta)$ representam as participações das exportações e do fluxo de capitais no total recebido do exterior. Substituindo (2.21) em (2.14) e (2.15) e supondo novamente que a condição de Marshall-Lerner seja válida e que os preços relativos são constantes, se mensurados pela mesma moeda, obtém-se:

$$y^* = [\delta x + (1 - \delta)(f - p_d)] / \pi. \quad (2.22)$$

O crescimento previsto pelo hiato de divisas, com um desequilíbrio inicial em conta corrente, é a soma ponderada do crescimento das exportações com o crescimento do fluxo de capitais, dividido pela elasticidade-renda das importações.

2.3.2 Estimativa do hiato externo para a economia brasileira

A estimativa do hiato externo será feita com base na lei de Thirlwall. Entretanto, utilizar-se-ão as variáveis (PIB e exportações) em nível, e não em taxas de variação como na equação (2.22). Além disso, como o objetivo é demonstrar a relação de longo prazo entre as duas variáveis e, em estudos de séries temporais, deve-se utilizar um período longo de tempo para que os resultados sejam confiáveis, utilizou-se um período maior do que vinha sendo usado nas seções anteriores, 1955-2000, como em Jayme Jr. (2003).

Antes de estimar qualquer relação entre o PIB (Y) e as exportações (X), é necessário proceder ao teste de raiz unitária para estas séries.²¹ Os testes foram realizados como no modelo do hiato fiscal, ou seja, sem intercepto nem tendência linear; com intercepto e sem tendência; e com intercepto e tendência. Estas equações foram estimadas incluindo uma, duas e três defasagens, nos testes ADF, e três defasagens truncadas nos testes PP, conforme sugerido pelo estimador de Newey-West.

Como pode ser verificado nas tabelas 9, 10 e 11, os testes PP e ADF não rejeitam a hipótese nula de que as variáveis sejam $I(1)$, contra a hipótese alternativa de que as mesmas sejam $I(0)$, e não indicam a presença de tendência estacionária nem de intercepto.

Dado que ambas as variáveis são integradas da mesma ordem, pode-se testar se as variáveis são ou não co-integradas. Para isso, utilizou-se o teste proposto por Johansen (1991, 1995), admitindo a inexistência de intercepto e de tendência linear (tabela 12). Os resultados indicam que as séries de PIB e exportações de bens e serviços admitem pelo menos um vetor de co-integração a 1%.

A figura 7 apresenta a semelhança entre os comportamentos do PIB efetivo e o PIB estimado com base no coeficiente de co-integração.²² Esta semelhança, além do fato de que as séries de Y e X sejam co-integradas, indica que as exportações e o PIB no longo prazo possuem estreita relação. Jayme Jr. (2003) estimou um Vetor de Correção de Erros para o PIB e Exportações com o objetivo de analisar os efeitos de curto prazo das exportações no PIB, bem como a decomposição da variância e as respostas que choques nas exportações representariam no PIB. Os resultados confirmaram que o crescimento econômico no Brasil é constrangido pelo setor externo. Como explicado na seção anterior, as discrepâncias de curto prazo entre o PIB estimado e o PIB efetivo podem ser, ao menos em parte, explicadas pela evolução do fluxo líquido de capitais externos (figura 8). Durante toda a década de 1970, o PIB efetivo manteve-se acima do estimado, o que pode ser explicado pelo influxo de empréstimos ao Brasil no período. Os problemas do Balanço de Pagamentos, deflagrados na década de 1980 com a crise da dívida externa, fizeram com que o PIB ficasse abaixo do estimado pela equação co-integrada durante praticamente todo o período até 1994. A partir de 1995, com a retomada dos influxos de capitais, o PIB novamente ficou acima do estimado.

Tabela 9: Teste de raiz unitária: sem intercepto nem tendência linear

Variável	ADF (1)	ADF (2)	ADF (3)	PP (3)
Y	0,15961	0,62767	0,90608	0,33676
ΔY	-4,05610*	-3,59869*	-4,16158*	-5,07981*
X	2,26667	4,77623	2,77593	3,86527
ΔX	-6,09152*	-2,27086**	-1,76961	-5,28128*

* Significante a 1%, ** Significante a 5%.

Notas: (1) Os valores críticos de Mackinnon, para rejeitar a hipótese de raiz unitária, são: -2,61 (1%); -1,95 (5%). (2) ADF (d) é o teste de Dickey-Fuller aumentado com defasagem (d). (3) PP (d) é o teste de Phillips-Perron com defasagem truncada (d). Conforme sugerido pelo estimador de Newey-West, os testes PP foram feitos com três defasagens truncadas. (4) AIC e SC sugerem a utilização de uma defasagem no teste ADF.

Tabela 10: Teste de raiz unitária: com intercepto e sem tendência linear

Variável	ADF (1)	ADF (2)	ADF (3)	PP (3)
Y	-1,12442	-0,69908	-0,52698	-1,02444
ΔY	-4,28783*	-3,97114*	-4,98448*	-5,14851*
X	0,56468	2,07523	1,23099	1,36148
ΔX	-8,44543*	-3,66329*	-3,22832**	-6,27596*

* Significante a 1%, ** Significante a 5%.

Notas: (1) Os valores críticos de Mackinnon, para rejeitar a hipótese de raiz unitária, são: -3,58 (1%); -2,93 (5%). (2) ADF (d) é o teste de Dickey-Fuller aumentado com defasagem (d). (3) PP (d) é o teste de Phillips-Perron com defasagem truncada (d). Conforme sugerido pelo estimador de Newey-West, os testes PP foram feitos com três defasagens truncadas. (4) AIC e SC sugerem a utilização de uma defasagem no teste ADF.

Tabela 11: Teste de raiz unitária: com intercepto e tendência linear

Variável	ADF (1)	ADF (2)	ADF (3)	PP (3)
Y	-3,47246	-3,26432	-3,03255	-2,77793
ΔY	-4,23048*	-3,89245**	-5,09848*	-5,08121*
X	-3,13943	-2,16370	-2,28024	-2,65794
ΔX	-9,43123*	-4,15695**	-3,76376**	-6,69603*

* Significante a 1%, ** Significante a 5%.

Notas: (1) Os valores críticos de Mackinnon, para rejeitar a hipótese de raiz unitária, são: -4,17 (1%); -3,51 (5%). (2) ADF (d) é o teste de Dickey-Fuller aumentado com defasagem (d). (3) PP (d) é o teste de Phillips-Perron com defasagem truncada (d). Conforme sugerido pelo estimador de Newey-West, os testes PP foram feitos com três defasagens truncadas. (4) AIC e SC sugerem a utilização de uma defasagem no teste ADF.

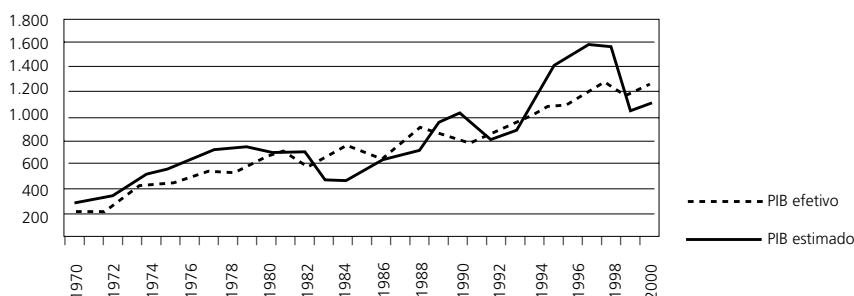
Tabela 12: Teste de co-integração entre Y e X

Valor calculado da estatística de Johansen	Valor crítico a 5%	Valor crítico a 1%	Coefficiente de co-integração normalizado
25,04937	12,53	16,31	1,379711
2,84222	3,84	6,51	(0,06986)

Nota: O valor entre parênteses é o desvio padrão do coeficiente de co-integração normalizado.

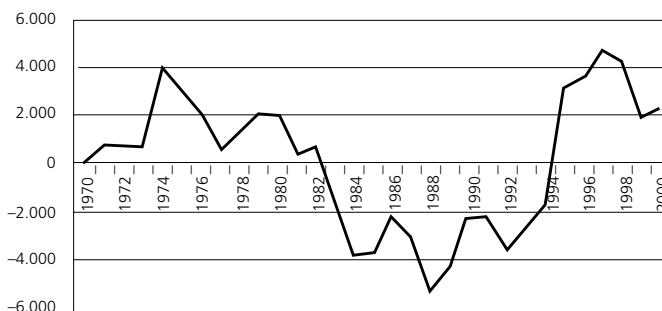
Torna-se evidente, portanto, que o desempenho do Balanço de Pagamentos é um dos principais determinantes do crescimento econômico brasileiro. Em períodos em que há desequilíbrios nas contas externas, o governo é forçado a tomar medidas que visem estimular o aumento das exportações e conter a absorção interna (consumo e investimento) para que sejam gerados excedentes comerciais capazes de atender à demanda por divisas internacionais. A partir de 1981, por exemplo, o governo utilizou-se de políticas monetárias contracionistas para conter a demanda agregada e de uma política cambial agressiva para reduzir o déficit em conta corrente. No mesmo ano, o PIB decresceu 1,6% e só foi recuperar-se a partir de 1984. Contudo, essa recuperação só foi viável graças à obtenção, a partir de 1983,

Figura 7: PIB efetivo e PIB estimado (índice 1955 = 100)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e do Banco Central do Brasil.

Figura 8: Fluxo líquido de capitais estrangeiros* (índice 1955 = -100)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil.

* Definido pela diferença entre a entrada líquida de capitais e o pagamento líquido de serviços relativos a fatores de produção.

de elevados superávits comerciais, que passaram a financiar parte significativa da transferência de recursos ao exterior.

Fenômeno similar ocorreu em 1999, quando a redução do fluxo de investimentos (iniciada durante a crise da economia russa em 1998) e os elevados déficits em transações correntes forçaram o governo a adotar uma política de câmbio flexível e uma política monetária contracionista. As consequências foram a significativa desvalorização do real e a elevação das taxas de juros que, juntos, conseguiram reduzir a demanda agregada e desequilibrar as contas externas.

3. CONCLUSÃO

Este trabalho demonstrou que o hiato de divisas é uma das principais restrições ao crescimento econômico brasileiro. Quando há desequilíbrios nas contas externas, como na primeira metade dos anos 80 e no final dos anos 90, o governo é forçado a tomar medidas que visem estimular o aumento das exportações e conter a absorção interna (consumo e investimento) a fim de que sejam gerados excedentes comerciais capazes de atender à demanda por divisas internacionais. Uma consequência direta dessas medidas é a estagnação da economia ou, até mesmo, a recessão.

Nos períodos em que há oferta suficiente de divisas, seja pelo aumento das exportações ou pelo aumento do fluxo líquido de capitais estrangeiros, percebe-se uma tendência de aceleração do crescimento econômico. O problema é que, como houve uma queda significativa da taxa de investimento (a preços constantes) a partir de 1981, em pouco tempo a ocupação da capacidade produtiva atinge níveis considerados de pleno emprego. Verifica-se, portanto, que o hiato de poupança não permite que o crescimento da economia seja mantido por um longo período.

NOTAS

1. Bacha e Bonelli (2001) argumentam que o problema da restrição ao crescimento no Brasil encontra-se fundamentalmente na Produtividade Total dos Fatores. Este ponto será retomado.
2. Para maiores detalhes ver, por exemplo, Prebisch (1950).
3. Ver, por exemplo, Mackinnon (1964) e Bacha (1982).

4. Líquida de pagamentos de juros reais da dívida pública, de subsídios e de transferências ao setor privado.
5. Optou-se, aqui, por suprimir as considerações metodológicas básicas sobre a estimação das raízes unitárias. Para uma discussão sobre o tema, ver Baskara-Rao (1994) e Hamilton (1994).
6. Todos os testes foram feitos utilizando-se o programa Eviews 3.1.
7. A defasagem ótima é aquela que minimiza os valores de AIC e SC.
8. Os resultados desse teste são similares aos resultados dos testes que usam o termo de tendência e intercepto.
9. O período 1970-2000 é extenso o suficiente para se supor a existência de quebra estrutural na série, o que necessitaria de teste específico para raízes unitárias na presença de quebra estrutural. Tal teste não foi feito, uma vez que parece claro que o descolamento entre Investimento Público e Investimento Privado ocorre a partir do final dos anos 80, como demonstra a figura 1.
10. Em 1979, o serviço da dívida representou mais de 60% do total exportado pelo Brasil (Baer, 1996).
11. Esse deslocamento fica evidente ao se analisar a figura 1 e o coeficiente de correlação das duas séries, que foi de $-0,172$ (ver tabela 5).
12. Para maiores detalhes, ver Andrade e Najberg (1997).
13. A estimativa do produto potencial será feita com base na metodologia utilizada por Silva Filho (2001). Para metodologias alternativas, ver Cerra e Saxena (2000) ou Bacha e Bonelli (2001).
14. A definição de PEA foi alterada após 1991, quando se ampliou o conceito de trabalho. Por isso, os dados de 1992 a 2000 foram corrigidos para tornarem-se compatíveis com os dados dos anos anteriores.
15. Em 1994, a PNAD não foi realizada. A solução encontrada foi determinar os valores para 1994 fazendo a interpolação entre os dados de 1993 e 1995.
16. Apesar de sofrer reduções em determinados anos, a taxa de atividade apresenta uma tendência crescente ao longo do tempo, passando de cerca de 47% em 1980 para pouco mais de 56% em 2000, segundo dados do Censo Demográfico do IBGE.
17. Como demonstra Silva Filho (2001), esses resultados são muito sensíveis às hipóteses sobre a taxa natural de desemprego e a UCI de pleno emprego. Uma redução da primeira ou um aumento da segunda aumentam o produto potencial em todo o período, deslocando sua curva para cima. No entanto, a dinâmica da série, que é o mais importante para este trabalho, continua inalterada.
18. Embora o nível de UCI estivesse próximo ao nível definido como de pleno emprego, a taxa de desemprego foi bem superior à taxa tida como natural.
19. Ver Jayme Jr. (2003) para uma discussão do modelo de constrangimento do Balanço de Pagamentos de Thirlwall (1979) no contexto de modelos de hiatos.
20. Definido pela diferença entre a entrada líquida de capitais e o pagamento líquido de serviços relativos a fatores de produção, ou seja, o F aqui definido é igual ao $(F-J)$.

21. As séries do PIB e das exportações foram mensuradas em dólares e transformadas em índice real deflacionado pelo índice de preços no atacado dos EUA.
22. Apesar de as séries utilizadas para os testes estatísticos serem do período de 1955 a 2000, os resultados que serão analisados são de 1970 a 2000.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALÉM, A. C., GIAMBIAGI, F. (1997) "O aumento do investimento: o desafio de elevar a poupança privada no Brasil". *Revista do BNDES*, Rio de Janeiro, n. 8, dez.
- ANDRADE, S. C., NAJBERG, S. (1997) "Uma matriz de contabilidade social atualizada para o Brasil". Rio de Janeiro: BNDES, jul., 33 p. Texto para discussão, 58.
- BACHA, E. L. (1982) "Crescimento com oferta limitada de divisas: uma reavaliação do modelo de dois hiatos". *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, n. 12, v. 2, ago., p. 285-310.
- (1990) "A three-gap model of foreign transfers and the GDP growth rate in developing countries". *Journal of Development Economics*, n. 32, p. 279-296.
- , BONELLI, R. (2001) "Crescimento e produtividade no Brasil: o que nos diz o registro de longo prazo" (mimeo).
- BAER, W. (1996) *A economia brasileira*. São Paulo: Nobel.
- BASKARA-RAO, B. (ed.) (1994) *Cointegration for Applied Economists*. Nova York: St. Martin's Press.
- CERRA, V., SAXENA, S. C. (2000) "Alternative methods of estimating potential output gap: an application to Sweden". *IMF Working Paper*, WP/00/59.
- CHENERY, H. B., BRUNO, M. (1962) "Development alternatives in an open economy: the case of Israel". *The Economic Journal*, Londres, v. 72, n. 285, March, p. 79-103.
- FRITSCH, W., MODIANO, E. M. (1988) "A restrição externa ao crescimento econômico brasileiro: uma perspectiva de longo prazo". *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, n. 18, v. 2, ago., p. 21-296.
- HAMILTON, J. D. (1994) *Time Series Analysis*. New Jersey: Princeton University Press.
- JAYME JR., F. G. (2003) "Balance of payments constrained economic growth in Brazil". *Revista de Economia Política*, v. 23, jan.-mar., n. 1 (89).
- JOHANSEN, S. (1991) "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models". *Econometrica*, 59, p. 1.551-1.580.
- (1995) *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.
- KRUGMAN, P. R. (1995) *Currencies and Crises*. Cambridge: The MIT Press, 219 p.
- LAGO, L. A. C. (1990) "Retomada do crescimento e as distorções do 'milagre': 1967-1973". In: M. P. A. Abreu, *Ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana*. Rio de Janeiro: Campus.
- MCCOMBIE, J. S. L., THIRLWALL, A. P. (1994) *Economic Growth and the Balance of Payments constraint*. Londres: St. Martins.

- (1999) “Growth in an international context”. In: J. Deprez e J. T. Harvey (eds.), *Foundations of International Economics*. Londres: Routledge, p. 35-90.
- MACKINNON, J. G. (1991) “Critical values for cointegration tests”. In: R. F. Engle e C. W. J. Granger (eds.), *Long-run Economic Relationships: readings in cointegration*. Oxford: University Press.
- MACKINNON, R. I. (1964) “Foreign exchange constraints in economic development and efficient aid allocation”. *The Economic Journal*. Londres, v. 74, June, p. 388-409.
- MARQUETTI, A. A. (2000) “Estimativa do estoque de riqueza tangível no Brasil, 1950-1998”. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 10, n. 2, dez., p. 11-37.
- PREBISCH, R. (1950) *The Economic Development of Latin America and its Principal Problems*. Nova York: ECLA, UN Department of Economic Affairs.
- REIS, E. J., BONELLI, R., RIOS, S. M. P. (1988) “Dívidas e déficits: projeções para o médio prazo”. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, n. 18, v. 2, ago., p. 239-270.
- SILVA FILHO, T. N. T. (2001) “Estimando o produto potencial brasileiro: uma abordagem da função de produção”. Brasília: Banco Central do Brasil, n. 17, abr., 34 p. Texto para discussão.
- TAYLOR, L. (1991) *Income Distribution, Inflation, and Growth: lectures on structuralist macroeconomic theory*. MIT Press.
- (1994) “Gap models”. *Journal of Development Economics*, v. 45, p. 17-34.
- THIRLWALL, A. (1979) “Balance of payments constraints as an explanation of international growth rate differences”. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, p. 45-53.